



# Modélisation séculaire du marché des transports de marchandises. (Modèle “ S.D. FRET ”)

Alain Bonnafous, Olivier Garcia

## ► To cite this version:

Alain Bonnafous, Olivier Garcia. Modélisation séculaire du marché des transports de marchandises. (Modèle “ S.D. FRET ”). Economies et Sociétés. Série AF, Histoire Economique Quantitative, 2005, 33, pp. 1265-1297. halshs-00112136

**HAL Id: halshs-00112136**

**<https://shs.hal.science/halshs-00112136>**

Submitted on 24 Apr 2007

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Ce document devrait être référencé de la manière suivante :  
BONNAFOUS Alain, GARCIA Olivier. Modélisation séculaire du marché des transports de marchandises. (Modèle « S.D. FRET »). *Economies et Sociétés, Série "Histoire Economique Quantitative"*, AF. n°33. 2005. pp. 1265-1297.

**Modélisation séculaire du marché des transports de marchandise  
(Modèle « S.D. FRET »)**

**Alain BONNAFOUS**

Professeur,  
Laboratoire d'Economie des Transports,  
F 69363, Lyon Cedex 07  
alain.bonnafous@let.mrash.fr

**Olivier GARCIA**

Doctorant,  
Laboratoire d'Economie des Transports,  
olivier.garcia@let.ish-lyon.cnrs.fr

## INTRODUCTION

En 1993, Robert W. Fogel fut récompensé par le prix Nobel pour ses travaux novateurs en histoire quantitative. L'originalité de sa démarche consistait à appliquer la théorie économique moderne et les techniques économétriques à l'étude de problèmes d'ordre historique. Cette approche est aujourd'hui désignée sous le nom de *cliométrie*. Nous proposons ici une application cliométrique dans le champ de l'économie des transports, qui fut un domaine privilégié par R. W. Fogel dans ses travaux pionniers (Fogel 1960, 1964).

Les résultats présentés dans cette communication s'inscrivent dans une série de recherches qui reposent sur deux hypothèses principales. *La première hypothèse* consiste à considérer que sur chaque marché des transports la compétition entre les modes s'inscrit dans une dynamique animée par des mécanismes très semblables. Le même schéma ou le même type de système semble également pertinent pour le transport urbain de personne, pour les déplacements interrégionaux ou encore pour le transport de marchandises dont il sera question ici.

Cela signifie, en particulier, que sur ces différents segments du secteur des transports, on trouve des éléments fondamentaux très semblables : *les mêmes types de marchés* sur lesquels les usagers arbitrent dans le court terme entre des prix et des qualités de service ; les mêmes dynamiques de long terme dans lesquelles *les développements de réseaux concurrents* jouent un rôle déterminant ; enfin, le même type de « manettes » utilisables par la puissance publique pour la « *guidance* » de ces systèmes.

*La deuxième hypothèse* consiste à considérer que ces mécanismes de court et de long terme restent les mêmes dans la très longue durée et sont donc passibles des mêmes types de relations économétriques, même si, bien entendu, certains paramètres sont susceptibles d'évoluer, notamment en raison de changements technologiques.

Cela signifie que des modèles de long terme, et peut être même de très long terme, doivent pouvoir refléter ces dynamiques et permettre de simuler, pour un avenir relativement lointain, les états possibles des marchés de transport considérés selon différentes hypothèses d'évolution économique et de politique des transports, c'est à dire d'usage des manettes par la puissance publique. De tels modèles de simulation ont été élaborés par le LET avec les modèles QUIN-QUIN pour le marché des transports urbains <sup>1</sup> (Bonnaïfous, 1985 et 1996 ; Bouf et Gargaillo, 1985 ; Tabourin, 1989) et le modèle QUIN-QUIN FRET pour le marché des transports de marchandise<sup>2</sup> (Latreille, 1997).

---

<sup>1</sup> Le modèle QUIN-QUIN a été appliqué aux cas de Lyon et de Paris. Les premières simulations ont été réalisées dans les années 80 et visaient l'horizon 2000. Elles ont plutôt bien résisté aux observations récentes.

<sup>2</sup> Le modèle QUIN-QUIN FRET a été appliqué au cas français et vise des horizons de 2010 à 2015.

Jusqu'ici, les travaux publiés et effectivement appliqués ont proposé des modèles qui restituent 20 à 25 ans d'évolutions récentes et qui proposent des simulations à un terme de 15 à 20 ans. Depuis quelques années, un travail a été entrepris qui consiste à élaborer un modèle inspiré de QUIN-QUIN FRET, mais portant sur une période beaucoup plus longue, de 1840 à nos jours.

Ce nouveau modèle, appelé S.D. FRET<sup>3</sup>, ne peut évidemment pas être aussi élaboré que les précédents, ne serait-ce que parce que les statistiques disponibles sur une aussi longue période sont infiniment moins riches que les statistiques récentes. En outre, il ne faut pas oublier qu'un modèle ne fait rien d'autre que de formaliser un certain nombre d'invariants. Or c'est une chose que d'identifier des invariants sur une période de 20 ou 25 ans. C'en est une autre que de les identifier sur une période de plus d'un siècle et demi. Dans notre cas, il s'agira, par exemple, de trouver des mécanismes qui s'appliquent aussi bien aux voitures à chevaux qui empruntaient des chemins chaotiques qu'aux camions d'aujourd'hui sur autoroute, ou encore aux premiers trains aussi bien qu'aux navettes de conteneurs.

Le défi n'est pas négligeable, mais il y a un intérêt fondamental à le relever qui est d'identifier et de formaliser des mécanismes économiques essentiels. *Essentiels, non seulement au sens où ils résistent à la durée mais où ils expliquent ce qui ne lui résiste pas.* Il est alors raisonnable de penser que la modélisation de ces mécanismes là nous permettra de scruter plus efficacement l'avenir. C'est tout l'enjeu de cet exercice.

La méthodologie d'élaboration de ce modèle a pu apparaître comme une hésitation entre l'observation empirique et la construction théorique. Elle repose sur une interprétation de l'histoire du fret en France depuis 150 ans, l'histoire étant réduite à des parts de marché entre les modes de transport et à quelques informations sur les réseaux et leurs performances ; son interprétation étant établie à partir de ce que l'on croit savoir, au plan théorique, de la détermination de ces choix discrets que sont les arbitrages entre modes de transport. Ces derniers renvoient à l'analyse classique et à la modélisation que propose l'économie des transports sur les arbitrages prix-temps. La robustesse de modèle sur la longue durée est une confirmation de la pertinence de ces formes de modélisation.

Nous ferons d'abord un survol des évolutions du marché du fret sur l'ensemble de la période, puis nous présenterons la charpente du modèle qui ressort de ces observations. Ensuite, nous envisagerons successivement le modèle de génération du trafic, le partage modal, et enfin une tentative de modélisation de la dynamique des réseaux.

---

<sup>3</sup> Séculaire Du Fret

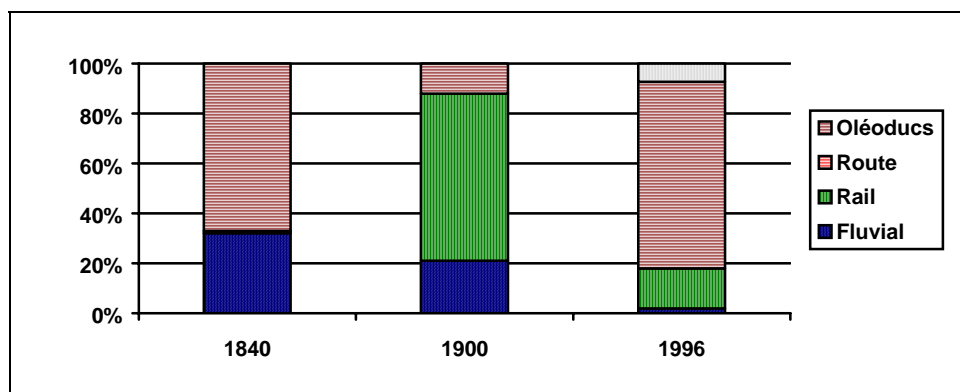
## DES TENDANCES ET DES INFLEXIONS INSTRUCTIVES

L'année 1840 a été retenue comme date initiale de cette tentative de modélisation parce qu'elle correspond à l'apparition de lignes de chemin de fer significatives en France. Depuis, notre système de transport de marchandises a évidemment beaucoup changé. Un coup d'oeil sur le graphique ci-après (figure 1) nous en donne un aperçu en termes de parts de marché.

Considérons ces trois dates qui ne sont que des points de repère : en 1840, plus des deux tiers du fret (mesuré en tonnes-kilomètres) sont transportés par la route ; en 1900, à la veille de l'arrivée de l'automobile, c'est exactement la part de marché qui a été conquise par les chemins de fer (67 %) ; en 1996, la route a conquis à son tour près de 75 % du marché. Nous voyons donc, d'une part, qu'il n'y a pas que des linéarités dans les tendances comme tendrait à le suggérer l'évolution du trafic fluvial et, d'autre part, que de nouvelles données technologiques peuvent infléchir sensiblement les choses. Examinons quelques unes des dimensions techniques et économiques de ces évolutions pour mieux les comprendre.

Figure 1

### Parts de marché des modes concurrents en pourcentage



Aux environs de 1840, alors que la place du chemin de fer est encore symbolique, quelles étaient les forces en présence ? En position quasiment exclusive sur les courtes distances avec des bouviers et des muletiers, le transport routier est dominant sur la longue distance avec des voituriers qui assurent près des deux tiers des trafics. Le roulage ordinaire, avec ses 4 à 5 km/h de vitesse commerciale coûte environ 20 centimes (de franc or !) à la tonne-kilomètre. Le roulage accéléré, qui fonctionne à marche continue nuit et jour et par relais, peut assurer des vitesses commerciales de l'ordre de 7 km/h, mais il en coûte le double. Sur l'impériale des

diligences, la messagerie et les colis urgents peut dépasser les 10 km/h, mais il en coûte au moins 90 centimes.

Le transport fluvial est deux fois plus lent que le roulage ordinaire mais il est le moins coûteux des modes de transport avec un prix de l'ordre de 13 centimes à la tonne-kilomètre. Cela en fait le mode dominant sur les axes dotés d'un cours d'eau navigable ou d'un canal. Cependant, alors que les routes et chemins desservent chaque village, les voies fluviales ne comptent que quelques milliers de kilomètres et n'irriguent qu'une partie du territoire. Elles ne forment, de surcroît, qu'un réseau faiblement connecté. On a bien construit au XVII<sup>e</sup> siècle en France quelques liaisons entre deux bassins, le canal de Briare entre Seine et Loire, puis le canal des Deux mers de l'ingénieur Paul Riquet entre Garonne et Méditerranée, splendide ouvrage aujourd'hui inscrit au patrimoine de l'humanité. Au XVIII<sup>e</sup> siècle, on construit le canal du Centre, qui relie la Saône à la Loire et assurera ensuite un rôle exemplaire dans le développement industriel du Creusot. Mais nous sommes loin d'un réseau aussi maillé que ne l'est le réseau routier ou que ne le sera, trois générations plus tard, le réseau ferré avec ses 38 000 km de voies.

Pour autant, avec son argument du prix, le transport fluvial concurrence, là où il est présent, le roulage ordinaire avec plus de vigueur que ne le suggère sa part de marché au niveau national. Mais comme l'observait alors l'ingénieur des Ponts et Chaussées Jules Dupuit, père fondateur de l'économie publique, cette concurrence ne pouvait concerner, comme à notre époque du reste, que le marché du fret peu sensible à la vitesse : « Il est évident d'abord que le canal n'enlèvera (*pas*) à la route (...) les marchandises pour lesquelles une grande vitesse est nécessaire (...). Le canal ne peut donc prendre à la route que les marchandises du gros roulage (...). Or, comme nous venons de le dire, elles se séparent en deux classes : celles du roulage accéléré à 0 fr. 40 c. , celles du roulage ordinaire à 0 fr. 20 c. Il est bien clair d'abord que celles du roulage accéléré resteront sur les routes, puisqu'elles ne veulent pas profiter du bon marché qui lui est offert par le roulage ordinaire ; elles ne profiteront pas davantage de celui des canaux. Restent donc les marchandises du roulage ordinaire. » (Dupuit, 1849).

Tout est dit et pour un long temps. Les clients des transporteurs, aussi bien que ceux qui transportent pour leur propre compte, *arbitrent entre les modes de transport en fonction des prix et des vitesses qui leur sont proposés*. Ainsi se forment des marchés à la lisière desquels se jouent des concurrences spécifiques : le fluvial, là où il existe, domine sur le marché des pondéreux et n'est contesté par le roulage ordinaire que si un transport moins lent est justifié par la valeur des produits transportés. Lorsque cette valeur augmente encore, le roulage

accéléré s'impose en dépit de son coût. Il est à son tour contesté, pour les petits lots les plus précieux par la très onéreuse diligence.

Voilà posé le problème du marché, ou plutôt des marchés du fret. L'intérêt de cette position du problème est qu'elle est plus actuelle que jamais en dépit de changements profonds des paramètres techniques et économiques. Elle rend aussi bien compte de l'épopée des chemins de fer dans la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle que de celle, dans ce siècle, des transports routiers motorisés. En effet, lorsque, dans les années 1840, le chemin de fer arrive sur ces marchés dont nous avons esquissé les grands traits, il propose d'emblée des vitesses commerciales de 15 à 20 km/h pour des prix de l'ordre de 15 centimes à la tonne-kilomètre. Le transport routier, plus lent et plus cher, sera ainsi évincé des axes bénéficiant de lignes ferroviaires. Le transport fluvial, beaucoup plus lent et à peine moins cher, ne résistera que pour une part des produits pondéreux de faible valeur comme les minéraux, les matériaux de construction ou les céréales. Avec 38 000 km de lignes exploitées, le chemin de fer aura donc conquis, au tournant du siècle, près de 67 % du marché, s'affirmant ainsi comme le mode de transport de la révolution industrielle française. Un peu plus de 20 % restent au fluvial, aidé dans sa résistance par le plan Freycinet de 1879, qui lui assure un réseau supportant des péniches de 38,50 mètres pouvant emporter jusqu'à 350 tonnes, réseau dont la longueur aura triplé en 1900, pour approcher les 5000 km. Le reste du marché est assuré par la route du coche, là où le chemin de fer n'est pas encore arrivé.

Les mécanismes ne seront pas différents après 1900, et entraîneront un succès du transport routier motorisé qui ne s'est pas, jusqu'ici, démenti en Europe : les progrès des véhicules et des infrastructures lui permettront de proposer une plus grande vitesse commerciale que celle des chemins de fer pour un prix supérieur d'à peu près 30 %. Outre le rôle particulier du transport par oléoduc qui capte aujourd'hui une grosse part du trafic de produits pétroliers, le marché du fret lourd se joue principalement entre le train et les péniches, avec un rapport de prix qui n'est pas très différent de ce qu'il était il y a 158 ans, chacun des modes ayant bénéficié d'importants progrès techniques. A ceci près que le véritable progrès technique du transport fluvial, le gabarit européen qui autorise des convois dix fois plus importants que ceux du gabarit Freycinet, n'est significatif en France que sur les trois bassins de la Seine, du Rhin et, plus récemment de l'axe Rhône-Saône. Pour le fret de valeur moyenne, c'est évidemment entre le rail et la route que se joue la compétition, cette dernière ayant capturé la totalité du fret qui exige de la vitesse commerciale.

Si les compétiteurs ne sont plus les mêmes, non plus que leurs performances, la compétition ne semble pas avoir changé de nature. Elle se joue, sur des prix et des temps, entre des modes qui disposent de réseaux plus ou moins développés.

## LE SCHEMA DE LA DYNAMIQUE DU SYSTEME

De toutes ces transformations, dont nous avons essayé de saisir les grands traits, il semble donc ressortir deux mécanismes décisifs pour la dynamique du secteur et évidemment liés : *d'une part, une compétition marchande entre des modes qui s'affrontent avec leurs prix et leurs performances, d'autre part une évolution des réseaux déterminée par les performances du mode que chacun supporte.*

Si l'on veut cependant établir une représentation de la dynamique de chaque marché, il convient d'introduire dans le schéma explicatif le rôle de l'Etat. En effet, celui-ci joue un rôle central, pour certains réseaux, dans la politique d'investissement, ainsi que nous l'avons observé avec le « Plan Freyssinet » pour les canaux. Mais les interventions de la puissance publique peuvent aller bien au delà du seul choix des investissements.

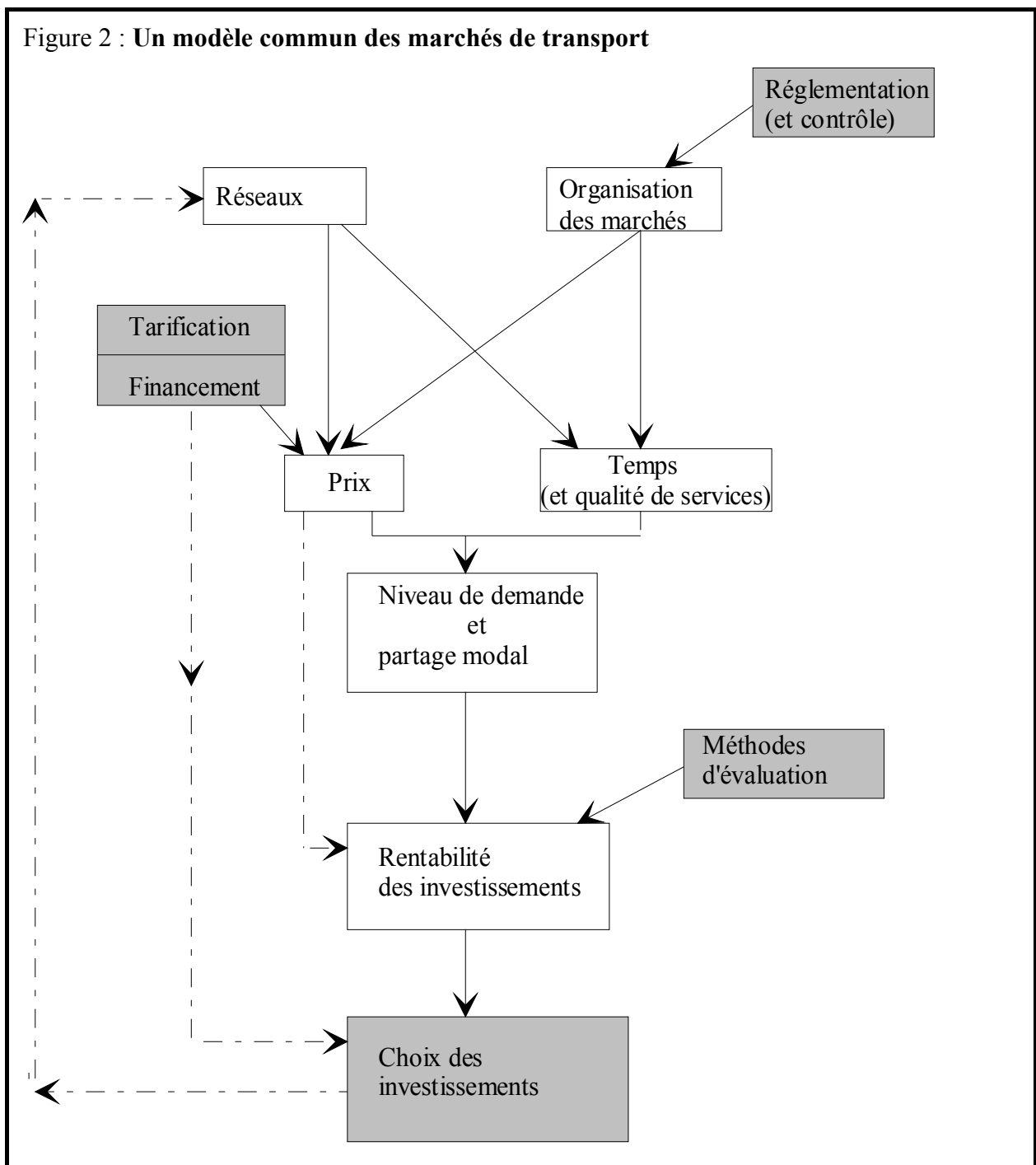
C'est ainsi que tous les pays de l'OCDE ont mis en place, à un moment ou à un autre, des systèmes d'administration du secteur qui prétendaient assurer une coordination intermodale à l'aide d'instruments divers. Ces dispositifs ont été généralement initiés dans la période de l'entre-deux guerres, en réponse aux difficultés du chemin de fer face à l'agressivité commerciale du transport routier. Ils ont été renforcés dans l'immédiat après-guerre avec les outils classiques de la régulation réglementée : par exemple, le contingentement de licences pour assurer un contrôle de l'offre, ou encore des tarifications obligatoires pour assurer un contrôle des prix du transport. Mise en place pour protéger un mode de transport en difficulté ou, plus généralement, pour protéger l'utilisateur des « défaillances du marché », cette régulation administrée s'est révélée le plus souvent inapte à assurer ses objectifs et a même provoqué suffisamment d'effets pervers pour que, peu à peu, les gouvernements décident de s'en débarrasser : dès 1968 au Royaume-Uni avec le gouvernement travailliste, à la fin des années 70 aux Etats-Unis à l'initiative d'une administration démocrate, par tranches successives entre 1978 et 1987 en France sous des gouvernements aux inspirations doctrinales pourtant contrastées, etc. D'où une transition, pratiquement achevée dans les pays industrialisés pour le marché du fret, vers une régulation par les coûts qui repose sur la logique concurrentielle.

Dans le modèle le plus général des marchés du transport, des réseaux de modes à la fois complémentaires et concurrents, offrent des prestations qui autorisent ou induisent un certain



niveau de trafic. Celui-ci se répartit entre les modes selon des arbitrages qui mettent en balance, d'une part les prix relatifs du transport, d'autre part, les caractéristiques des offres concurrentes : la vitesse, mais aussi les fréquences, le confort, la commodité pour les transports de personnes ; la régularité et les qualités du service pour les transports de marchandises.

Figure 2 : Un modèle commun des marchés de transport



A leur tour, les niveaux de fréquentation des différents réseaux, qui résultent de leurs prix et avantages relatifs, détermineront la rentabilité des investissements nouveaux. Ainsi, *à ces dynamiques des marchés correspondent des dynamiques d'accumulation du capital d'infrastructure. Elles s'entretiennent mutuellement.*

Cependant, ce processus n'est pas autonome car la puissance publique détient des commandes majeures du système par lesquelles elle peut infléchir son évolution. Ces commandes sont représentées sur le schéma par des rectangles grisés.

Ces commandes concernent, tout d'abord, *les deux instruments liés que sont les politiques de financement et de tarification*, en particulier de tarification d'usage des infrastructures. *La réglementation et son contrôle* constituent un troisième instrument majeur de détermination des performances relatives des modes de transport, en particulier en matière de formation des coûts. Ces trois premières commandes jouent, ainsi, sur la compétitivité relative des modes concurrents et donc sur le niveau et le partage modal de la demande. De ce fait, elles influencent indirectement la rentabilité des nouveaux investissements, au même titre que *les méthodes retenues pour leur évaluation*, cette rentabilité constituant, théoriquement, la base *des décisions d'investissements*. Pour des réseaux strictement privés, qui sont rares, l'évaluation repose sur un calcul de rentabilité financière. Lorsque intervient un financement ou une autorisation de la puissance publique, l'évaluation intègre généralement des effets externes positifs ou négatifs et détermine ainsi une rentabilité socio-économique.

Si, dans la réalité, le fonctionnement des marchés du transport est nécessairement plus complexe que ne le suggère ce schéma, il reste que l'on peut interpréter toute l'histoire que nous avons esquissée par cette double mécanique *du partage modal* et de *l'extension des réseaux*. Mais avant d'aborder ces questions, examinons le problème de la génération du trafic de marchandises.

## LA GENERATION DU TRAFIC

Il s'agit de modéliser le volume de trafic tous modes confondus (noté  $TK_t$ ). Celui-ci est supposé dépendre de l'activité économique, qui est appréhendée à travers l'indice de production industrielle (noté  $IPI_t$ ). Ces variables sont prises en logarithme, ce qui risque d'atténuer les tendances, mais cela permet d'interpréter les coefficients en termes d'élasticités. Deux problèmes se posent. D'une part, l'éventuelle relation de cointégration entre les deux variables nécessite le recours à un modèle à correction d'erreur afin de représenter la dynamique de court terme. D'autre part, la relation de long terme subit une inflexion importante à l'issue de la première guerre mondiale, d'où l'estimation de deux modèles pour les périodes 1841-1918 et 1919-1994.

### a) Une rupture dans la relation de long terme

L'estimation de la relation de long terme entre le volume de trafic et l'indice de production industrielle donne les résultats suivants :

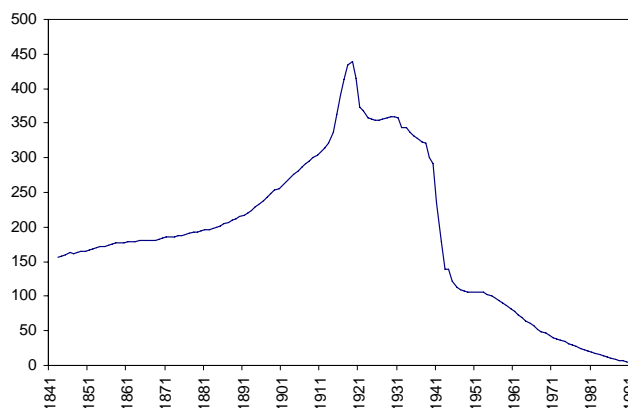
$$\ln(TK_t) = 1.08 \cdot \ln(IPI_t) - 1.66$$

(54.2)                      (-17.2)

Cette relation paraît satisfaisante au premier abord, mais elle s'avère instable lorsque l'on applique le test « Stepwise Chow <sup>4</sup> ».

Figure 3

### Evolution de la statistique ANACOVA



<sup>4</sup> cf. Annexe p. 31

C'est en 1918 que la statistique ANACOVA atteint sa valeur maximale ; elle est alors largement supérieure à la statistique théorique de Fisher ( $F_{0,05}(2;150)=3,06$ ), d'où la présence d'une rupture. En revanche, on n'observe pas de ruptures lorsque l'on réitère la procédure de test sur les périodes 1841-1918 et 1919-1994.

Le modèle doit donc être découpé en deux sous-périodes.

Pour chacune de ces sous périodes, l'analyse sera menée en quatre étapes. Tout d'abord, les variables  $\ln(TK_t)$  et  $\ln(IPI_t)$  feront l'objet de tests de racine unitaire (méthodes de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron). Ensuite, l'hypothèse de cointégration sera testée par la procédure d'Engle et Granger, qui permettra également d'établir la relation de long terme entre ces deux variables. Puis la dynamique de court-terme sera représentée par un modèle VECM (Vectoriel Error Correction Model) de la forme :

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{Y}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i \Delta \mathbf{Y}_{t-i} + \boldsymbol{\delta} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

avec :

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \begin{pmatrix} \Delta \ln(IPI_t) \\ \Delta \ln(TK_t) \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{Y}_{t-1} = \begin{pmatrix} \ln(IPI_{t-1}) \\ \ln(TK_{t-1}) \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{A}_i = \begin{pmatrix} a_{11}^i & a_{12}^i \\ a_{21}^i & a_{22}^i \end{pmatrix} \text{ pour } i=0, \dots, p$$

$$\Delta \mathbf{Y}_{t-i} = \begin{pmatrix} \Delta \ln(IPI_{t-i}) \\ \Delta \ln(TK_{t-i}) \end{pmatrix}$$

$$\boldsymbol{\delta} = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{pmatrix}$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix}$$

Les paramètres du VECM seront estimés par la méthode du maximum de vraisemblance, et le décalage  $p$  sera celui qui minimise le critère AIC (Akaike Information Criterion) :

$$AIC(p) = \ln\left(\left|\sum \varepsilon\right|\right) + \frac{2k^2p}{n}$$

avec :  $\Sigma_\varepsilon$  : matrice des variances-covariances des résidus,  $k$  : nombre de variables,  $n$  : nombre d'observations,  $p$  : nombre de retards.

Enfin, à partir de cette représentation VECM, nous procéderons à des tests de causalité au sens de Granger (test de Wald) :

- test 1 : on teste  $H_0 : \ln(TK_t)$  ne cause pas  $\ln(IPI_t)$ .
- test 2 : on teste  $H_0 : \ln(IPI_t)$  ne cause pas  $\ln(TK_t)$ .

## b) La période 1841-1918

- *Tests de racine unitaire sur  $\ln(TK_t)$  et  $\ln(IPI_t)$  (méthode de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron)*

Les variables  $\ln(TK_t)$  et  $\ln(IPI_t)$  suivent chacune un processus DS (Differency Stationnary), alors que  $\Delta \ln(TK_t)$  et  $\Delta \ln(IPI_t)$  sont stationnaires. Nous avons donc affaire à deux variables intégrées d'ordre un, et l'on peut envisager une relation de cointégration entre elles. L'hypothèse de cointégration va être testée par la procédure en deux étapes d'Engle et Granger.

- *Estimation de la relation de long terme sur la période 1841-1918 – Analyse des résidus*

L'estimation de cette relation donne les résultats suivants :

$$\ln(TK_t) = 1,286 \cdot \ln(IPI_t) - 2,565$$

(57,9)                      (-28,9)

$$R^2 = 0,98 - DW = 0,59$$

Les coefficients estimés sont significativement différents de zéro pour un risque de première espèce de 0,001, et d'après les tests de Dickey-Fuller, la série des résidus  $\hat{\varepsilon}_t$  est stationnaire.

(avec  $\hat{\varepsilon}_t = \ln(TK_t) - 1,286 \cdot \ln(IPI_t) - 2,565$ )

L'hypothèse de cointégration entre les variables  $\ln(TK_t)$  et  $\ln(IPI_t)$  est donc retenue.

• *Estimation du VECM*

Le décalage optimal est  $p = 3$ .

Equation	Paramètre	Estimation	Ecart-type	T-Ratio	Proba >  T
$\Delta \ln(IPI_t)$	$\hat{a}_{11}^0$	0,01411	0,00987	1,43	0,1577
	$\hat{a}_{12}^0$	-0,01795	0,01256	-1,43	0,1577
	$\hat{a}_{11}^1$	-0,00739	0,15047	-0,05	0,9610
	$\hat{a}_{12}^1$	0,07645	0,10098	0,76	0,4517
	$\hat{a}_{11}^2$	-0,26840	0,15413	-1,74	0,0863
	$\hat{a}_{12}^2$	0,15961	0,10393	1,54	0,1294
	$\hat{a}_{11}^3$	0,01007	0,15933	0,06	0,9498
	$\hat{a}_{12}^3$	0,14999	0,10517	1,43	0,1585
$\Delta \ln(TK_t)$	$\hat{a}_{21}^0$	0,06038	0,01386	4,36	0,0001
	$\hat{a}_{22}^0$	-0,07679	0,01762	-4,36	0,0001
	$\hat{a}_{21}^1$	0,34460	0,21113	1,63	0,1074
	$\hat{a}_{22}^1$	-0,35583	0,14169	-2,51	0,0145
	$\hat{a}_{21}^2$	-0,38620	0,21626	-1,79	0,0787
	$\hat{a}_{22}^2$	-0,08214	0,14583	-0,56	0,5752
	$\hat{a}_{21}^3$	-0,41549	0,22356	-1,86	0,0676
	$\hat{a}_{22}^3$	0,07622	0,14757	0,52	0,6072

Les coefficients de l'équation  $\Delta \ln(IPI_t)$  ne sont pas significativement différents de zéro, alors que la production industrielle semble avoir un impact sur le trafic (coefficients  $\hat{a}_{21}^0$ ,  $\hat{a}_{21}^1$ ,  $\hat{a}_{21}^2$  et  $\hat{a}_{21}^3$ ). Ces observations sont confirmées par le test de causalité.

• *Tests de causalité (Wald)*

- Test de  $H_0$  :  $\ln(TK_t)$  ne cause pas  $\ln(IPI_t)$

$$\chi^2_{\text{calculé}} = 3,97$$

Valeur critique du test = 0,4096

$H_0$  n'est pas rejetée : la variable  $\ln(TK_t)$  ne semble pas exercer une influence causale sur la variable  $\ln(IPI_t)$  au cours de la période 1841-1918.

- Test de  $H_0$  :  $\ln(IPI_t)$  ne cause pas  $\ln(TK_t)$

$$\chi^2_{\text{calculé}} = 18,75$$

Valeur critique du test = 0,0009

$H_0$  est rejetée : on ne peut pas dire que la variable  $\ln(IPI_t)$  n'exerce aucune influence causale sur la variable  $\ln(TK_t)$  au cours de la période 1841-1918.

**c) La période 1919-1994**

• *Tests de racine unitaire sur  $\ln(TK_t)$  et  $\ln(IPI_t)$*

Les variables  $\ln(TK_t)$  et  $\ln(IPI_t)$  sont intégrées d'ordre un, car chacune d'elle suit un processus DS et leurs différences premières sont stationnaires.

• *Estimation de la relation de long terme sur la période 1919-1994 – Analyse des résidus*

Relation de long terme estimée :

$$\ln(TK_t) = \underset{(43,7)}{0,735} \cdot \ln(IPI_t) + \underset{(3,7)}{0,348}$$

$$R^2 = 0,96 - DW = 1,05$$

Les coefficients estimés sont significativement différents de zéro pour un risque de première espèce de 0,001, et les tests de Dickey-Fuller concluent à la stationnarité des résidus  $\hat{\varepsilon}_t$ .

On supposera donc que les variables  $\ln(TK_t)$  et  $\ln(IPI_t)$  sont cointégrées.

• *Estimation du VECM*

Le décalage optimal est  $p = 3$ .

Equation	Paramètre	Estimation	Ecart-type	T-Ratio	Proba >  T
$\Delta \ln(IPI_t)$	$\hat{a}_{11}^0$	-0,06311	0,06415	-0,98	0,3289
	$\hat{a}_{12}^0$	0,08000	0,08132	0,98	0,3289
	$\hat{a}_{11}^1$	0,72548	0,14552	4,99	0,0001
	$\hat{a}_{12}^1$	-0,34702	0,10296	-3,37	0,0013
	$\hat{a}_{11}^2$	0,76304	0,14970	5,10	0,0001
	$\hat{a}_{12}^2$	-0,72538	0,10067	-7,21	0,0001
	$\hat{a}_{11}^3$	0,16007	0,13252	1,21	0,2315
	$\hat{a}_{12}^3$	-0,23806	0,09866	-2,41	0,0187
$\Delta \ln(TK_t)$	$\hat{a}_{21}^0$	0,08774	0,11057	0,79	0,4304
	$\hat{a}_{22}^0$	-0,11122	0,14017	-0,79	0,4304
	$\hat{a}_{21}^1$	0,83292	0,25082	3,32	0,0015
	$\hat{a}_{22}^1$	-0,65775	0,17747	-3,71	0,0004
	$\hat{a}_{21}^2$	1,00167	0,25802	3,88	0,0002
	$\hat{a}_{22}^2$	-0,95155	0,17351	-5,48	0,0001
	$\hat{a}_{21}^3$	0,53953	0,22841	2,36	0,0212
	$\hat{a}_{22}^3$	-0,60187	0,17005	-3,54	0,0008

A l'exception de  $\hat{a}_{11}^3$ , tous les coefficients des termes décalés sont significativement différents de zéro, et l'on peut donc suspecter un effet feedback qui va être confirmé par le test de Wald.



• *Tests de causalité (Wald)*

- Test de  $H_0$  :  $\ln(TK_t)$  ne cause pas  $\ln(IPI_t)$

$$\chi^2_{\text{calculé}} = 54,58$$

Valeur critique du test  $< 0,0001$

$H_0$  est rejetée : on ne peut pas dire que la variable  $\ln(TK_t)$  n'exerce aucune influence causale sur la variable  $\ln(IPI_t)$  au cours de la période 1919-1994.

- Test de  $H_0$  :  $\ln(IPI_t)$  ne cause pas  $\ln(TK_t)$

$$\chi^2_{\text{calculé}} = 46,95$$

Valeur critique du test  $< 0,0001$

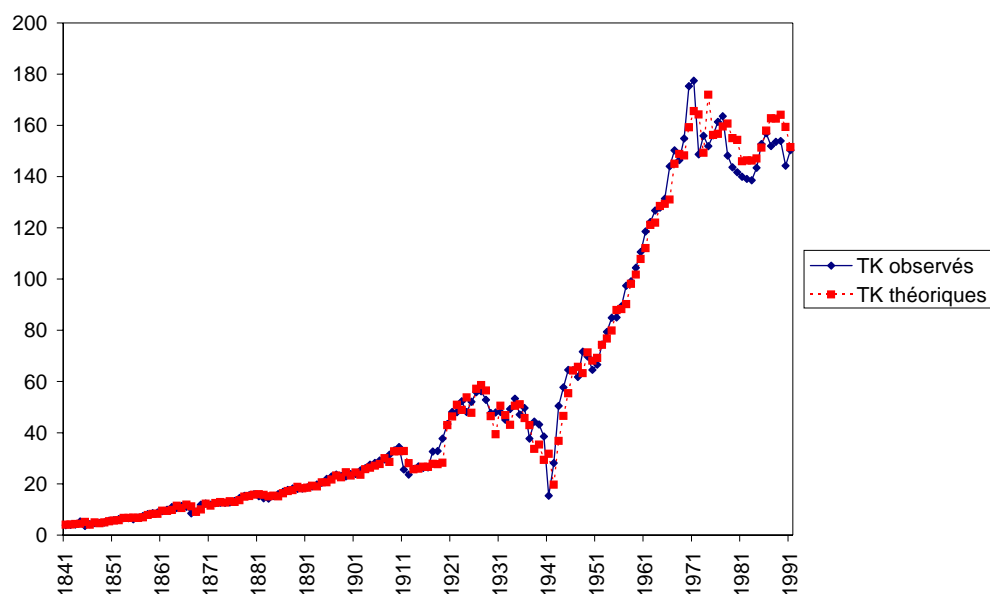
$H_0$  est rejetée : on ne peut pas dire que la variable  $\ln(IPI_t)$  n'exerce aucune influence causale sur la variable  $\ln(TK_t)$  au cours de la période 1919-1994.

**d) Conclusions de la modélisation**

Lorsque l'on considère le modèle de long terme on observe, d'un siècle à l'autre, une diminution conséquente de l'élasticité du trafic par rapport à l'indice de production industrielle (-43%). D'autre part, la dynamique de court-terme évolue, puisque seule la production industrielle exerce une influence causale jusqu'en 1918, alors que les deux variables inter-réagissent par la suite.

Figure 4

### Génération du trafic 1841-1994



Au cours de la première guerre mondiale, et de 1931 à 1945, on observe deux « creux » dans l'évolution du trafic, qui sont liés non seulement aux destructions, mais aussi aux fluctuations de l'activité économique.

De 1914 à 1918, la chute du trafic s'explique en premier lieu par les destructions matérielles : 62000 km de routes, 1858 km de canaux et 5000 km de voies ferrées se trouvent détruits ou endommagés. Ensuite, à la désorganisation de l'économie viennent s'ajouter les pertes humaines qui réduisent considérablement la capacité productive de l'économie : 10% des membres de la population active sont tués ou portés disparus, et la France compte 3 millions de blessés. L'indice de production industrielle baisse pendant ces cinq années, et il s'ensuit une chute du trafic de marchandise (surtout en 1914 et 1915).

Après la Grande Guerre, la tendance à la hausse du trafic de marchandises est interrompue dès le début des années 30 du fait de la crise profonde que connaît alors l'économie française. Suite à la crise de 1929, l'indice de production industrielle n'est affecté qu'en 1931, en raison essentiellement de la chute de la livre sterling (septembre 1931). En 1933, c'est le dollar qui décroche, et l'économie française subit alors douloureusement la surévaluation du franc pendant toute la période des années 30. De 1929 à 1935, les exportations chutent de 35%. D'autre part, la baisse des prix agricoles – notamment en 1932 et 1933 – tend à réduire la demande de biens industriels de la part du secteur agricole. La déflation Laval exerce

également un effet déprimant sur la demande, sans que les finances publiques s'en trouvent sensiblement améliorées. Puis sous le Front Populaire, les accords Matignon provoquent une hausse des prix via une hausse des salaires nominaux et un accroissement des dépenses d'armement, ce qui nuit à la compétitivité de l'économie française puisque la parité du franc est maintenue. Une dévaluation intervient enfin en septembre 1936, mais son impact positif est probablement contrarié par la loi des 40 heures, selon la thèse d'Alfred Sauvy. En mai 1938, le Franc est de nouveau dévalué, alors que des décrets-lois de Paul Reynaud libèrent les prix et autorisent le dépassement des 40 heures en novembre. Cette politique semble avoir eu un impact positif sur la production, même si le chômage reste élevé.

Pendant la seconde guerre mondiale, la chute du trafic de marchandises s'explique partiellement par les dommages subis : 8000 km de canaux, 37000 km de voies ferrées et 10000 ponts sont endommagés, et le parc ferroviaire est quatre fois plus faible en 1945 qu'en 1938. Mais l'évolution du trafic est aussi fortement affectée par l'effondrement de la production industrielle, lequel est dû en grande partie au STO (1,6 millions d'hommes en 1941 ; 2,6 millions en 1944), et aux prélèvements allemands qui sont évalués à 34% de la production.

A partir des années soixantes, l'ajustement est un peu moins bon. Cela s'explique peut-être par l'internationalisation croissante de l'économie française, car les données ne prennent en compte que les flux dont l'origine et la destination sont situés en France.

Nous pouvons maintenant aborder la question du partage du trafic total entre les trois modes.

## **LA MECANIQUE DU PARTAGE MODAL**

La spécification retenue a été inspirée directement d'une formalisation du partage modal qui a donné de bons résultats statistiques dans la plus courte durée et sur des périodes récentes (Latreille, 1998). Il s'agit, tout simplement d'un LOGIT à trois dimensions, qui restitue les parts de chacun des modes. Nous ne reprendrons pas ici les justifications théoriques de ce modèle. Nous en retiendrons seulement que la part de marché de l'un des modes, du fer par exemple, est donnée par la formule :

$$P_f = \frac{e^{U_f}}{e^{U_f} + e^{U_r} + e^{U_v}}$$

où  $U_f$  ,  $U_r$  et  $U_v$  sont les « fonctions d'utilité » respectives du fer, de la route et de la voie d'eau. La principale difficulté réside dans la spécification des fonctions d'utilité de chaque mode. Il s'agit, en effet, de choisir les variables qui sont à la fois pertinentes, c'est à dire

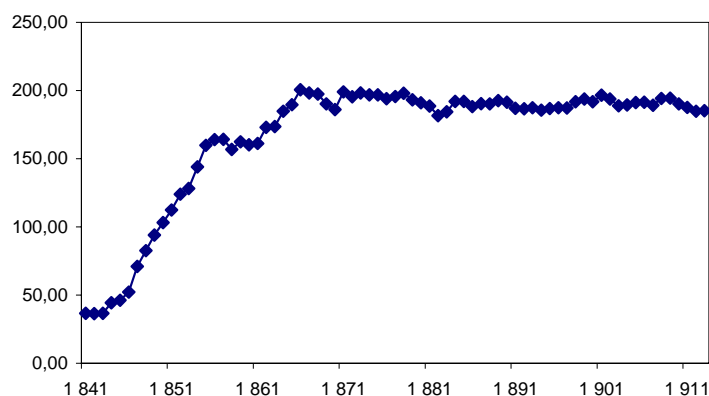
déterminantes pour l'efficacité du mode considéré, et aussi mesurables, c'est à dire disponible dans des sources statistiques existantes ou susceptibles d'être reconstituées.

Grâce aux travaux de J.C. Toutain, les prix du fret à la tonne-kilomètre ont pu être reconstitués sur l'ensemble de la période (Toutain, 1967) et ils ont pu être introduits dans chaque fonction d'utilité. Ce sont les variables  $P_i$ , indicées par le mode  $i$  concerné. Pour la variable représentative de la vitesse commerciale, il y a une difficulté statistique majeure car jamais ces vitesses n'ont fait l'objet de séries chronologiques homogènes. Les options suivantes ont donc été retenues.

*Pour le chemin de fer*, il y a toujours eu une grande hétérogénéité quant aux services assurés, qui vont du wagon isolé, qui peut être traité pendant plus de trois jours pour un parcours de moins de 1000 km, au service de messagerie qui a très vite assuré du transport dans la journée ou du « jour A - jour B ». Il n'y a pas d'indicateur disponible dans la longue durée pour refléter cette vitesse. Nous avons donc choisi de retenir un indicateur indirect qui est la longueur du réseau en exploitation et qui a le mérite de refléter la couverture du territoire. La distance moyenne du fret ferroviaire se stabilise à partir de la fin des années 1860 (cf Figure 5), ce qui laisse à penser qu'à partir de 1870 environ, les kilomètres additionnels d'infrastructure ferroviaire seraient d'une moindre utilité. D'où l'idée d'une saturation. Nous avons donc découpé le réseau ferré en un « réseau performant » et un « réseau moins performant ». La longueur du réseau ferré performant (notée  $L_{fp}$ ) est égale à la longueur totale du réseau ferré jusqu'en 1870, puis, pour les années ultérieures, elle conserve la valeur de 1870. La longueur du réseau ferré moins performant (notée  $L_{fmp}$ ) est nulle jusqu'en 1870, et par la suite, elle correspond aux kilomètres de voie ferrée supplémentaires.

Figure 5

#### Distances moyennes du fret ferroviaire



*Pour la route*, si l'on sait que les vitesses n'ont cessé de s'améliorer avec les progrès techniques des routes et des véhicules, nous ne disposons cependant pas de sources sous forme de séries chronologiques. Deux variables proxy ont été utilisées. Tout d'abord, l'amélioration des routes et des véhicules au cours du vingtième siècle est prise en compte par une variable « trend » (notée  $Tr$ ) qui débute en 1920 et qui est nulle pour les années antérieures. Ensuite, la longueur d'autoroutes (notée  $L_a$ ) est intégrée à partir de 1973.

*Pour la voie d'eau*, enfin, si les vitesses sont à peu près connues sur les différents canaux aux différentes époques, c'est un travail relativement lourd que d'en retirer un indicateur général. Nous avons donc retenu la même solution que pour le fer en utilisant la longueur du réseau en exploitation (variable  $L_v$ ).

Les fonctions d'utilité retenues s'écrivent :

$$U_f = \beta_1 + \beta_2 \cdot P_f + \beta_3 \cdot L_{fp} + \beta_4 \cdot L_{fmp}$$

$$U_r = \beta_5 + \beta_6 \cdot P_r + \beta_7 \cdot Tr + \beta_8 \cdot L_a$$

$$U_v = \beta_9 + \beta_{10} \cdot P_v + \beta_{11} \cdot L_v$$

Les  $\beta_i$  sont les dérivées partielles des fonctions d'utilité. Elles représentent donc des utilités marginales (pour la vitesse de la route et pour la longueur des réseaux) ou des désutilités marginales (pour les prix).

*On s'attend à ce que :*

- $\beta_2$ ,  $\beta_6$  et  $\beta_{10}$  soient négatifs puisque les prix doivent avoir un impact négatif sur l'utilité du mode considéré ;
- $\beta_3$ ,  $\beta_4$ ,  $\beta_7$ ,  $\beta_8$  et  $\beta_{11}$  soient positifs car les longueurs de réseau doivent jouer positivement sur les fonctions d'utilité. On s'attend aussi à ce que  $\beta_4$  soit inférieur à  $\beta_3$ , voire à ce qu'il soit non significativement différent de zéro.

Ces premières estimations ont permis de reconstituer de façon convenable les évolutions des parts de marché.

Figure 6

### Parts de marché du fer 1841-1994

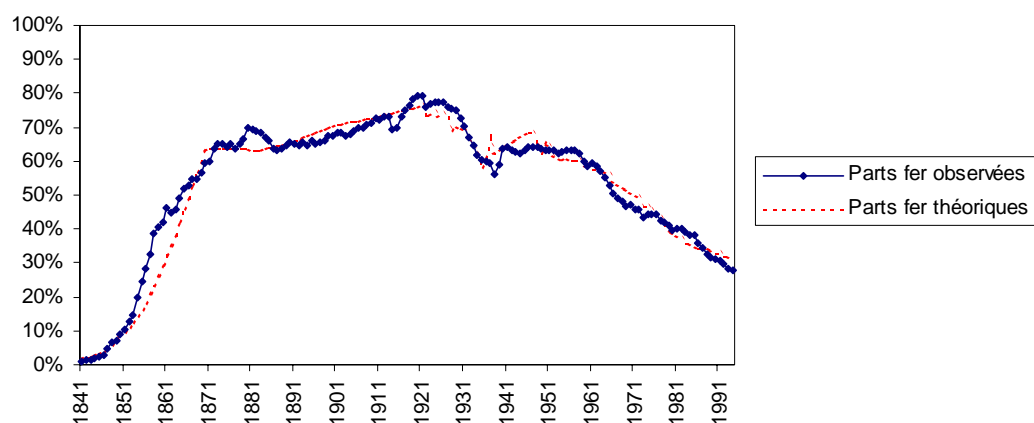


Figure 7

### Parts de marché de la route 1841-1994

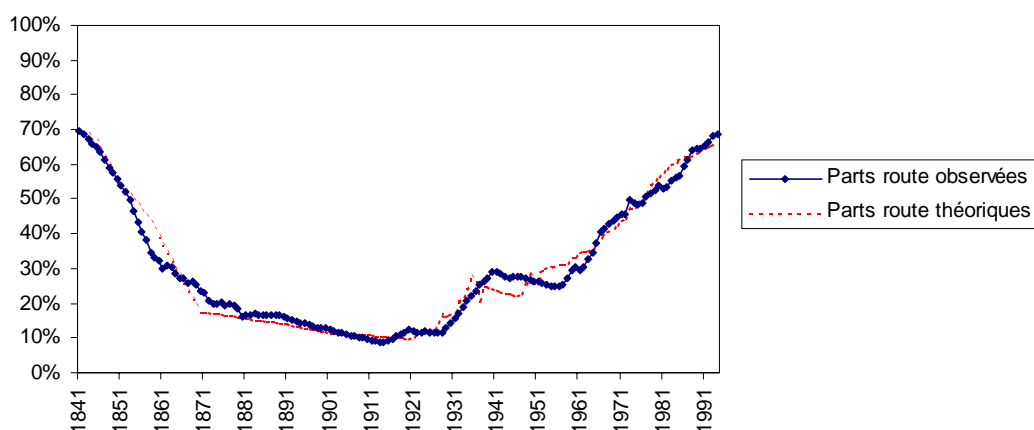


Figure 8

### Parts de marché de la voie d'eau 1841-1994

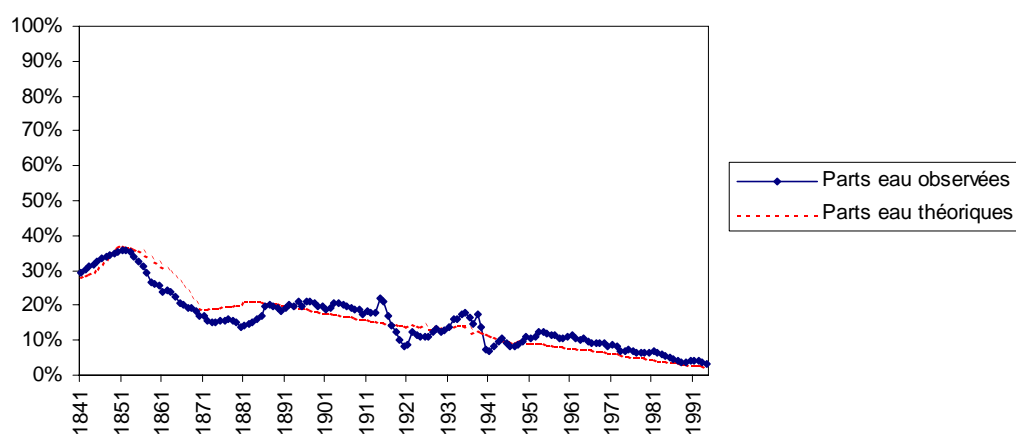


Figure 9

**Estimations des paramètres et probabilités critiques**

<b>Coefficients</b>	<b>Estimations</b>	<b>Probabilités critiques</b>
$\beta_1$	0	-
$\beta_2$	-1,323	<0,001
$\beta_3$	0,194	<0,001
$\beta_4$	0,002	0,60
$\beta_5$	0	-
$\beta_6$	-0,037	0,16
$\beta_7$	0,039	<0,001
$\beta_8$	$5.10^{-5}$	0,003
$\beta_9$	0	-
$\beta_{10}$	-1,386	<0,001
$\beta_{11}$	0,064	<0,001

Tous les coefficients ont les signes attendus. De plus, ils sont significativement différents de zéro à l'exception de :

- $\beta_4$  ce qui confirme l'hypothèse de saturation du réseau ferré après le Second Empire ;
- $\beta_6$  qui ne serait significatif qu'à un risque supérieur à 16%. Cela n'est pas très grave dans la mesure où ce sont les prix relatifs qui importent réellement dans la compétition inter modale. Or, les coefficients du prix de la voie ferrée et celui de la voie d'eau sont très hautement significatifs. Nous retrouvons bien le mécanisme recherché.

Nous avons poursuivi nos investigations en levant l'hypothèse d'invariance des coefficients  $\beta_i$ .

Pour ce faire, nous avons segmenté le modèle en plusieurs sous périodes :

- 1841 à 1870 : phases de lancement et de croissance du mode ferroviaire. Celui-ci bouleverse la donne car il offre une vitesse largement supérieure aux modes concurrents, à un prix compétitif puisqu'il est beaucoup moins onéreux que la route, et à peine plus cher que la voie d'eau.
- 1871 à 1913, phase de maturité pour le fer, où le réseau poursuit son développement, sous l'impulsion notamment du plan Freyssinet. Mais il s'agit d'une extension sous forme de maillage du réseau, les lignes fortes ayant été mises en places au cours de la période précédente, d'où une progressive saturation.
- 1914 à 1945 : la position dominante du fer commence à être contestée par la route. En effet, la production automobile passe d'un mode plutôt artisanal à un mode industriel. Suite à la Grande Guerre, véhicules et chauffeurs sont massivement disponibles pour les besoins de l'économie. Par la suite, la crise des années 30 se fait particulièrement sentir dans le secteur ferroviaire (surinvestissement...).
- 1946 à 1994 : explosion de la part de marché du mode routier. La vitesse proposée par la route croît de façon très significative, et ce mode s'avère beaucoup plus souple que le fer, qui est de plus pénalisé par la tarification ad valorem.

Le modèle est estimé sur chacune de ces sous périodes. En contrepartie de cette segmentation, les estimations deviennent moins robustes, notamment sur les périodes 1841-1870 et 1914-1945.



Figure 10

**Parts de marché du fer 1841-1994 (modèle segmenté)**

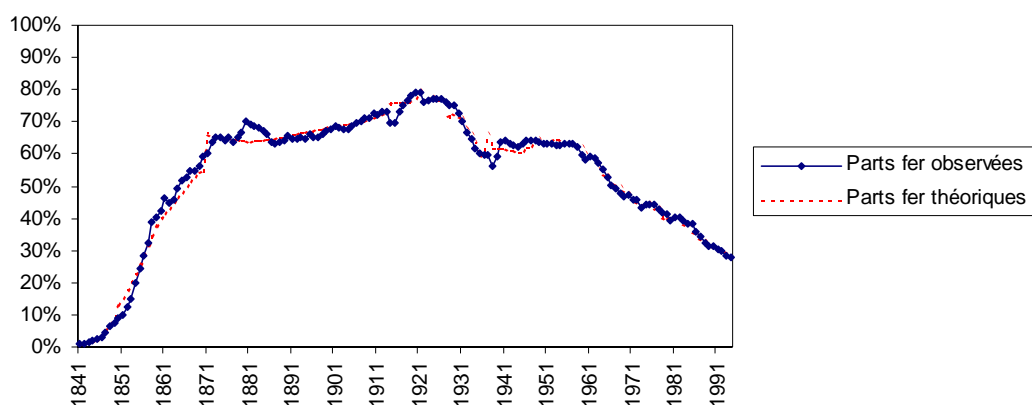


Figure 11

**Parts de marché de la route 1841-1994 (modèle segmenté)**

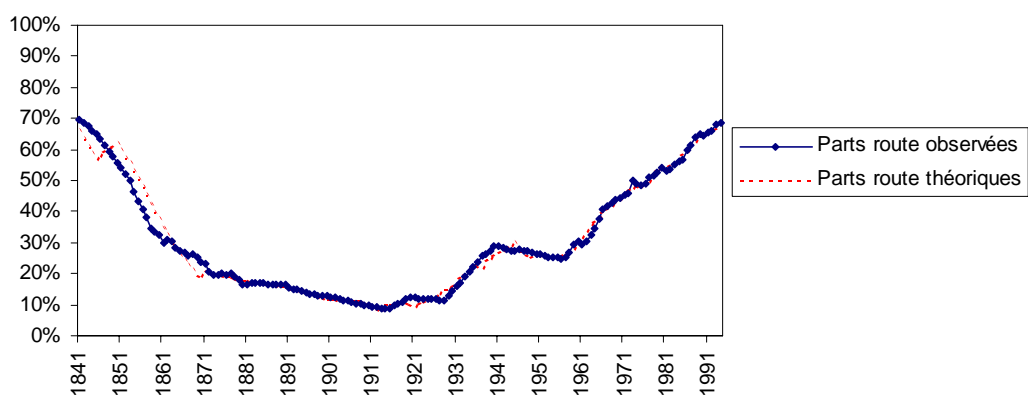
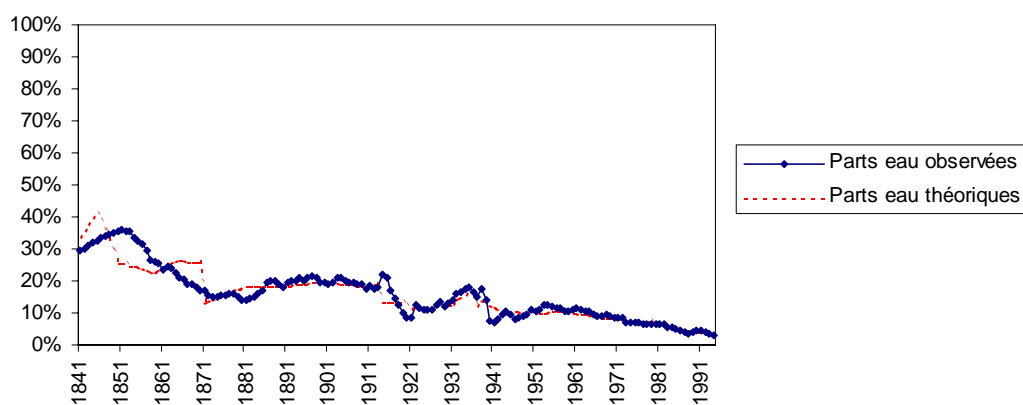


Figure 12

**Parts de marché de la voie d'eau 1841-1994 (modèle segmenté)**



### 1841-1870

Figure 13

#### Estimations des paramètres et probabilités critiques

Coefficients	Estimations	Probabilités critiques
$\beta_1$	0	-
$\beta_2$	-4,614	<0,001
$\beta_3$	0,018	0,40
$\beta_4$	$L_{fmp}$ est nulle de 1841 à 1870	
$\beta_5$	0	-
$\beta_6$	-1,549	<0,001
$\beta_7$	Tr est nulle de 1841 à 1870	
$\beta_8$	$L_a$ est nulle de 1841 à 1870	
$\beta_9$	0	-
$\beta_{10}$	-4,122	<0,001
$\beta_{11}$	-0,441	<0,001

Les coefficients relatifs aux prix sont tous négatifs et significativement différents de zéro. En revanche,  $\beta_3$  n'est pas significativement différent de zéro, et  $\beta_{11}$  n'a pas le signe attendu. Cette période est donc caractérisée par l'importance de la compétitivité prix, du fait de l'entrée en compétition du mode ferroviaire.

### 1871-1913

Figure 14

#### Estimations des paramètres et probabilités critiques

Coefficients	Estimations	Probabilités critiques
$\beta_1$	0	-
$\beta_2$	-1,25	<0,001
$\beta_3$	0,248	<0,001
$\beta_4$	0,007	0,17
$\beta_5$	0	-
$\beta_6$	0,187	0,001
$\beta_7$	Tr est nulle de 1871 à 1913	
$\beta_8$	$L_a$ est nulle de 1871 à 1913	
$\beta_9$	2,509	<0,001
$\beta_{10}$	-4,559	<0,001
$\beta_{11}$	0,052	0,18

$\beta_3$  est significativement différent de zéro, contrairement à  $\beta_4$ , ce qui valide l'hypothèse de saturation du réseau.  $\beta_6$  n'a pas le signe attendu, mais cela n'est pas très problématique dans la mesure où ce sont les prix relatifs qui comptent ; or  $\beta_2$  et  $\beta_{10}$  sont négatifs et très significativement différents de zéro.

Le coefficient relatif au réseau fluvial n'est pas significativement différent de zéro.

## 1914-1945

Figure 15

### Estimations des paramètres et probabilités critiques

Coefficients	Estimations	Probabilités critiques
$\beta_1$	0	-
$\beta_2$	-0,705	0,008
$\beta_3$	0,1	0,06
$\beta_4$	0,046	0,16
$\beta_5$	0	-
$\beta_6$	-0,001	0,99
$\beta_7$	0,058	<0,001
$\beta_8$	$L_a$ est nulle de 1914 à 1945	
$\beta_9$	0	-
$\beta_{10}$	1,604	0,009
$\beta_{11}$	-0,03	0,23

Les coefficients du mode ferroviaire et de la route présentent les signes attendus, mais celui du prix du transport par route  $\beta_6$  n'est pas significativement différent de zéro. Par contre, les coefficients  $\beta_{10}$  et  $\beta_{11}$  (voie d'eau) n'ont pas les signes attendus, et  $\beta_{11}$  n'est pas significativement différent de zéro.

## 1946-1994

Figure 16

### Estimations des paramètres et probabilités critiques

Coefficients	Estimations	Probabilités critiques
$\beta_1$	0	-
$\beta_2$	-1,328	<0,001
$\beta_3$	0,082	0,003
$\beta_4$	0,012	0,34
$\beta_5$	0	-
$\beta_6$	-0,782	<0,001
$\beta_7$	0,04	<0,001
$\beta_8$	-0,000005	0,52
$\beta_9$	0	-
$\beta_{10}$	-4,245	<0,001
$\beta_{11}$	0,007	0,80

Tous les coefficients présentent les signes attendus, à l'exception de  $\beta_8$ , qui n'est pas significativement différent de zéro.

$\beta_{11}$ , encore une fois, n'est pas significativement différent de zéro.

### Conclusion sur le modèle de partage modal

La compétitivité prix semble particulièrement importante au cours des périodes 1841-1870 et 1946-1994. En revanche, elle paraît jouer un rôle moins important au cours de la période 1914-1945.

Nos hypothèses quant à la saturation du réseau ferré ne sont pas infirmées, puisque l'on a systématiquement  $\beta_3 > \beta_4$ .

Enfin, le coefficient affecté au réseau fluvial n'est significativement différent de zéro qu'au cours de la période 1841-1870. Cela n'a rien d'étonnant si l'on considère que l'étendue du réseau fluvial atteint son apogée au milieu des années 1880, puis tend très nettement à se

contracter par la suite. Cela conduit à relativiser l'importance du plan Freyssinet (1879), qui fut loin d'être intégralement réalisé. L'âge d'or du réseau fluvial se situerait plutôt entre 1825 et 1840, avec un réseau qui s'accroît alors à un rythme de 154 km par an en moyenne, alors son étendue n'était que de 1000 km à la fin du XVIIIème siècle. A titre de comparaison, il n'augmente que 41 km par an en moyenne, de 1841 à 1868.

## LA DYNAMIQUE DES RESEAUX

Il s'agit ici d'établir une relation entre la pression du trafic et ses effets sur le développement du réseau. Or, le réseau étant une variable de stock et le trafic une variable de flux, il convient de traiter la première en variations. C'est la longueur du réseau en exploitation qui sera prise en considération (seuls les réseaux ferroviaires et la voie d'eau seront considérés ici). Notons qu'il est nécessaire de lisser cette longueur pour éliminer les effets des dates d'ouverture des lignes, une ouverture en décembre reportée en janvier n'ayant pas de signification économique particulière. La longueur de ligne ouverte  $L_t$  est ainsi une moyenne des longueurs relatives aux années  $t-1$ ,  $t$  et  $t+1$ .

La relation entre le réseau et le trafic doit, certes, représenter l'effet de la pression de la demande, mais aussi la saturation progressive de l'espace par le réseau. On pourrait tenter de raisonner en terme de rentabilité marginale du capital, mais nous ne disposons pas d'éléments suffisants pour établir les données statistiques sur ce plan. Aussi nous sommes nous contenté d'une hypothèse de rentabilité marginale décroissante de la longueur du réseau en expérimentant plusieurs formes de fonctions décroissantes et en retenant celle qui rendait le mieux compte de l'affaiblissement progressif de l'effet de croissance du trafic sur le développement du réseau.

Nous savons, de surcroît, qu'il n'y a pas de fluctuations brusques dans un tel développement, que ce soit en phase descendante ou en phase ascendante. Nous poserons donc une autocorrelation entre  $\Delta L_{t-1}$  et  $\Delta L_t$  à laquelle s'ajoute l'accélération ou la décélération liée au trafic. Il en résulte l'équation :

$$\Delta L_t = b \cdot \Delta L_{t-1} + a \cdot \Delta T_t + \varepsilon_t$$

où  $\Delta T_t$  représente l'augmentation de trafic et  $\Delta L_t$  l'accroissement du réseau. C'est en transformant en fonction le coefficient  $a$  que l'on peut restituer le phénomène de saturation du territoire, de sorte que, progressivement, le réseau additionnel soit de moins en moins porté

par la demande. La forme de cette fonction a qui a donné le meilleur résultat statistique s'écrit :

$$a = \gamma(T+1-t) / T \quad \text{avec : } T \text{ année de début de saturation,}$$

$$t = 1841, 1842, \dots, 1913$$

$$\gamma \text{ paramètre à estimer}$$

Il faut donc estimer :

$$\Delta L_t = b \cdot \Delta L_{t-1} + \gamma \cdot \frac{T+1-t}{T} \cdot \Delta T_t + \varepsilon_t$$

Pour les **chemins de fer**, le meilleur résultat est obtenu avec un début de saturation en  $T=1885$  :

$$\Delta L_t = \underset{(94,9)}{0,991} \cdot \Delta L_{t-1} + \underset{(2,3)}{2,46} \cdot \frac{1885+1-t}{1885} \cdot \Delta T_t$$

$$R^2 = 0,96 - DW = 0,91$$

Les tests de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron concluent à la stationnarité des variables  $\Delta T_t$ ,  $\Delta L_t$  et  $\Delta L_{t-1}$ .

Le test de Durbin-Watson sous-estime le risque d'autocorrélation pour les modèles autorégressifs d'ordre 1. On utilise donc la statistique  $h$  qui est asymptotiquement normale :

$$h = \left(1 - \frac{DW}{2}\right) \cdot \sqrt{\frac{n}{1 - n \cdot \hat{\sigma}_b^2}}$$

$n$  : nombre d'observations

$\hat{\sigma}_b^2$  : variance estimée du coefficient  $b$

Ici,  $h = 4,56$ . Comme  $|h| > 1,96$  on rejette l'hypothèse d'indépendance des erreurs. Il faut donc estimer un modèle à erreurs autocorrélées (méthode de Prais-Winsten) :

$$\Delta L_t = \underset{(47,9)}{0,984} \cdot \Delta L_{t-1} + \underset{(0,899)}{1,164} \cdot \frac{1885+1-t}{1885} \cdot \Delta T_t + \underset{(5,9)}{0,579} \cdot \hat{\varepsilon}_{t-1}$$

Le coefficient de  $\Delta T_t$  n'est pas significativement différent de zéro. Les variations de trafic ne semblent donc pas exercer un effet direct sur l'extension du réseau ferré.

Estimations pour la **voie d'eau**, sachant que l'année de saturation est aussi 1885 :

$$\Delta L_t = 0,775_{(10,3)} \cdot \Delta L_{t-1} + 3,266_{(1,0)} \cdot \frac{1885 + 1 - t}{1885} \cdot \Delta T_t$$

$$R^2 = 0,61 - DW = 1,69$$

Les tests de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron concluent à la stationnarité de la variable  $\Delta T_t$ , alors que  $\Delta L_t$  et  $\Delta L_{t-1}$  présentent chacune une tendance déterministe et une tendance stochastique.

Ici, il est impossible de calculer la statistique  $h$  car on a  $n \cdot \hat{\sigma}_\epsilon^2 > 1$ . Il faut alors effectuer le test de Durbin-Watson en intégrant la zone de doute dans la zone d'autocorrélation des erreurs. Ici, la statistique DW appartient à la zone de doute, donc on considère qu'il y a autocorrélation des résidus. On aboutit finalement au modèle suivant :

$$\Delta L_t = 0,629_{(6,7)} \cdot \Delta L_{t-1} + 1,92_{(0,7)} \cdot \frac{1885 + 1 - t}{1885} \cdot \Delta T_t + 0,307_{(2,7)} \cdot \hat{\epsilon}_{t-1}$$

Une fois encore, le trafic ne semble pas exercer de pression sur le développement du réseau.

## CONCLUSION

Plusieurs conclusions émergent de cette modélisation séculaire du système de transport.

- La relation de long terme entre la production industrielle et le volume total de trafic a connu une rupture importante, le point de rupture « optimal » se situant en 1914. L'étude de la dynamique de court-terme suggère l'existence d'un effet feedback entre ces deux variables à partir de la Grande Guerre, alors qu'auparavant, seule la production industrielle aurait exercé une influence causale.
- Le partage modal semble bien déterminé par une logique de compétitivité prix et de compétitivité de l'offre. La compétitivité prix est particulièrement importante sur les périodes 1841-1870 et 1946-1994. Après 1870, le réseau ferré connaît une saturation et la longueur de voies navigables n'exerce plus d'influence sur le partage modal, malgré le plan Freyssinet.
- La modélisation de l'impact des variations de trafic sur les variations du réseau se solde par un échec, alors que la relation inverse a été clairement établie par le modèle de partage modal. Cela se comprend aisément si l'on considère que les décisions d'infrastructures ne se font pas uniquement sur la base d'arguments économiques.



## ANNEXE : Le test « stepwise Chow »<sup>5</sup>

Supposons que le modèle se décompose en deux régimes :

$$\begin{cases} Y_t = X_t \cdot \beta_1 + \varepsilon_t & \text{sur } T_1 \text{ observations} \\ Y_t = X_t \cdot \beta_2 + \varepsilon_t & \text{sur } T_2 \text{ observations} \end{cases}$$

Soit  $K$  le nombre de variables exogènes, constante incluse.  $T$  représente le nombre total d'observations.

$T_1$  est le nombre d'observations allant de 1 à  $\tau$  ( $\tau > K$ ), et  $T_2$  est le nombre d'observations allant de  $\tau + 1$  à  $T-K$  (avec  $T = T_1 + T_2$ ).

Ce test itératif se déroule en quatre étapes :

1) On calcule la statistique ANACOVA, notée  $F(\tau)$  :

$$F(\tau) = \frac{SCR - (SCR_1 - SCR_2)}{(SCR_1 + SCR_2)} \cdot \frac{T - 2K}{K}$$

$SCR$  : sommes des carrés des résidus sur la régression prenant en compte les  $T$  observations.

$SCR_1$  (respectivement  $SCR_2$ ) : sommes des carrés des résidus sur la régression prenant en compte les  $T_1$  (respectivement les  $T_2$ ) observations.

2)  $\tau_0$  est la valeur de  $\tau$  qui maximise  $F(\tau)$ . Si  $F(\tau_0)$  est supérieure à la valeur de la statistique théorique de Fisher  $F(K, T-2K)$ , alors on considère qu'il y a une rupture dans la valeur des coefficients en  $\tau_0$ . Sinon, on considère qu'il n'y a pas de rupture.

3) S'il y a un changement de régime, on coupe l'échantillon en deux  $[1, \tau_0]$  et  $[\tau_0, T]$ , puis on répète les opérations 1 et 2 sur chaque sous-échantillon.

4) On continue la procédure jusqu'à ce que les valeurs de  $F(\tau)$  soient inférieures à la statistique théorique de Fisher.

---

<sup>5</sup> Bresson et Pirotte (1995)

## REFERENCES

- Bonnafous A. (1985)**, "Simulation du financement du transport urbain : le modèle QUIN-QUIN", *Transports Urbains*, n° 54, GETUM, Paris.
- Bonnafous A. (1991)**, *Les effets comparés des investissements de transports urbains*, Rapport OCDE - CEMT, Paris.
- Bouf D. et Gargaillio L. (1985)**, Les modèles QUIN-QUIN, in *Villes déplacements et transports : quelles évolutions ?* Transport Urbanisme Planification, volume 7, Paris.
- Bresson G. et Pirotte A. (1995)**, *Econométrie des séries temporelles*, PUF, pp. 658
- Dupuit J. (1849)**, « De l'influence des péages sur l'utilité des voies de communication », *Annales des Ponts et Chaussées*, 2<sup>e</sup> série, pp. 170-248
- Fogel R. W. (1960)**, *The Union Pacific Railroad. A Case in Premature Enterprise*, Baltimore, Johns Hopkins Press, pp. 129
- Fogel R. W. (1964)**, *Railroads and American Economic Growth. Essays in Econometric History*, Baltimore, Johns Hopkins Press, pp. 296
- Greene W. H. (2000)**, *Econometric Analysis*, Prentice-Hall, pp. 1004
- Hamilton, D. H. (1994)**, *Time series analysis*, Princeton University Press, pp. 799
- Latreille C. (1997)**, « Le modèle QUIN-QUIN FRET, un modèle de simulation à l'horizon 2015 des flux de transport de marchandises », Thèse de l'Université Lumière-Lyon 2.
- Tabourin E. (1988)** "Un modèle de simulation du financement public des transports collectifs urbains à l'horizon 2000 : le modèle QUINQUIN", *Transport Environnement Circulation*, n° 87, Paris.
- Toutain, J.C. (1967)**, "Les transports en France de 1830 à 1965", Cahiers de l'ISEA, *Economies et Sociétés*.